

Leistungsentwicklung, Wettbewerbsverzerrung und Ligaheterogenität im DVV-Erstligaprojekt mit U23 (m)-Sonderspielrecht

Bernd Meyer

Schlüsselwörter: Nachwuchsleistungssport, Volleyballspiel, Spielergebnisanalyse, stochastische Simulation, nichtparametrische statistische Modelle

Einleitung

Die wettkampfbezogene individuelle und kollektive Leistungsentwicklung im Nachwuchssport in den Sportspielen ist nicht nur mehr Gegenstand der Trainingslehre und modernen Trainingswissenschaft. Zunehmend, Olympismus-Leistungsansprüche während, haben auch an konstitutiver Bedeutung gewonnen u.a. strukturelle Organisationsformen wie Zentralisierung/Dezentralisierung (für Olympiastützpunkte siehe sportspielübergreifend Emrich, Pitsch, & Wadsack, 1994) und darüber hinaus Sonderregelungen für die Ligastärke im nationalen Spielbetrieb der Männer/Frauen, wogegen traditional altersspezifische Spielklassen (z. B. Jugend-/Junioren-Bundesliga) anzuführen sind. So wird ein übergeordnetes Ziel bspw. des Nachwuchs-Sonderspielrechts U23 (m/w) im Deutschen Volleyball-Verband (DVV) oder des Spielrechts für ein Talentteam Papendal Arnhem (m/w) im Niederländischen Volleyball-Verband häufig assoziiert mit einer progressiven Leistungsentwicklung der Nachwuchsmannschaft(en) infolge eines saisonalen hochklassigen Spielens (Bundesliga, Ehrendivision).

Ziel der vorliegenden Studie war es, auf Grundlage von nicht randomisiert erhobenen Daten am Beispiel einer Spielklasse zu überprüfen, (I) ob sich spielergebnisanalytisch und mittels Spiel-Statistiken eine Leistungssteigerung nachweisen lässt und (II) womöglich eine Einflussnahme auf eine Belegung von (nicht-)qualifizierenden Abschlusstabellenplätzen besteht. Dagegen galt es zu untersuchen, (III) ob Ligaheterogenität durch die Nachwuchsmannschaft(en) begünstigt wird, was u.a. auf mangelnde teamspezifische Wettbewerbsfähigkeit schließen lässt.

Material

Spiele: Die Gesamtstichprobe umfasste nicht-kampflos gewertete Spiele der Normalrunde 1. Bundesliga Männer seit Einführung des Rally-Point-Scoring-Systems (1999), Saison 1999/00 bis 2018/19, die in Hin-/Rückrunde gespielt wurden (nicht Saisons 2003/04 und 2004/05) (N = 2098). Daraus resultierte eine Teilstichprobe von 1184 Spielen, für die (in der Saison 2008/09 und seit 2010/11) Statistik-Dateien online verfügbar und nicht fehlerbehaftet sind. Jede Stichprobe enthielt ausnahmslos Paare aus Hin- und Rückspiel, womit maximal mögliche Stichprobenumfänge von 2·1051 und 2·597 Spielen zugrunde lagen. Entsprechend dem Ausschlusskriterium für die Gesamtstichprobe wurde ein Spielpaar in die Teilstichprobe nicht einbezogen.

Gemäß einem weiteren Ausschlusskriterium (kein Hin- und Rückspiel in einer Halbserie) wurden zudem 2·59 und 2·36 Spiele für Referenzuntersuchungen zur Leistungsentwicklung ausgenommen. Derartige Werte sind im Vergleich zu jenen insbesondere der Fußball-Bundesliga nicht unwesentlich und auch in der BBL (Basketball Bundesliga) waren vor Ausbruch der COVID-19-Pandemie Szenarien umfangreicher Spielverlegungen bisher nicht

vorgesehen (vgl. Klassen, Heinz, Siebert, & Mannschaftsärzte BBL, 2000). Es blieb also abzuklären, in wie weit vorliegende Anzahlen von saisonalen Spielverlegungen aller Mannschaften (zeitlich-transhalbsaisonal: $Md = 2,5$ (IQR = 0-5), $N = 18$ (alle Saisons) bzw. $Md = 3,5$ (IQR = 0-5,5), $N = 8$ (nur Saisons mit Nachwuchsmannschaft(en))) sowie die der Nachwuchsmannschaft(en) ($Md = 0$ (IQR = 0-2), $N = 8$) einen „Spielplanheterogenität Bias“ begünstigen.

(Nachwuchs-)Mannschaft(en): Einzig eine jeweilige Nachwuchsmannschaft des Bundesstützpunktes Berlin (VC Olympia Berlin) verfügte über ein U23-Sonderspielrecht, das seit der Saison 2002/03 alle zwei Jahre erteilt wurde. Die Ligastärke der Normalrunde n_{Team} lag im Bereich 11-13 ($Md = 11,5$ (IQR = 11-12,5), $N = 8$) bzw. 10-13 ($Md = 11$ (IQR = 11-12), $N = 18$).

Methode

(I) Leistungsunterschiede von Mannschaften im Sportspiel in Hin- und Rückrunde sind von Bedeutung in der Leistungsdiagnostik und -prognose (für Fußball siehe v.a. Heuer, 2012, S. 29ff.) und lassen sich untersuchen auf Grundlage einer kenngrößenspezifischen Differenzbildung. Dazu diene eine über eine jeweilige Halbrunde gemittelten Kenngröße wie Punktedifferenz (PD), Satzdifférenz (SD), Punktequotient (PQ) oder Match-Gewinnwahrscheinlichkeit (MGW) (zur MGW-Berechnung siehe Ferrante, & Fonseca, 2014; zu Berechnungsungenauigkeiten Abb. 1, Tab. 1), für welche eine Beta-/Gamma-Verteilung und darüber hinaus eine spezifizierte Korrelation anzunehmen ist. Die Ermittlung einer Verteilungsfunktion der Differenzvariable erfolgte durch stochastische Simulation der Minuend- und Subtrahend-Variable (Methode nach Michael und Schucany (2002), selbst erweitert für ungleiche Verteilungsparameter der Variablen (Abb. 2)) zu dem Zweck einer kumulativen Summierung (Erzeugung einer empirischen Verteilungsfunktion). Dieses Vorgehen ist insofern vorteilhaft, da konventionelle integrative Verfahren (z. B. Heller et al., 1979, S. 410f.) numerisch sehr rechenaufwändig sind und die Kenntnis einer bivariaten Dichtefunktion (für eine neuere Übersicht über Konstruktionen mit Gamma-verteilten Zufallszahlen (bivariate Beta-Verteilung) siehe Arnold, & Ghosh, 2017) benötigen.

(II) Eine erste deskriptive Bewertung von Wettbewerbsverzerrung beruhte auf einem Abschlusstabellenvergleich, wofür die Spiele der Nachwuchsmannschaft einbezogen/ausgenommen wurden. Hierzu ließ sich nutzen das jeweils gültige Wertungssystem (bis Saison 2012/13 bei Sieggleichheit Subtraktionsverfahren, danach bei Punktgleichheit Divisionsverfahren).

(III) Die Kenngröße $(P_A - P_B)_{e^{Spiel}}$ (Meyer, 2019), die sich auch für Spiele mit Tiebreak angeben lässt, diene zu einer Untersuchung des Einflusses auf Ligaheterogenität. Unterschiede zwischen jeweils zwei Mannschaften A und B in einer Spielzeit wurden mit Hilfe des Wilcoxon-Mann-Whitney-Test geprüft, wofür Spiele gegeneinander ausgenommen wurden (Unabhängigkeit Punkteabstände $P_A - P_B$, $P_B - P_A$ am Satzende). Die p-Abhängigkeit einer Effektstärke des Tests, z-Statistik und Adjustierung für verbundene Ränge nutzend, ließ sich approximieren durch $r \approx -\text{erfc}^{-1}(2 \cdot p) / \sqrt{2 \cdot (n_{Team} - 2)}$ ($R^2 = 0,993$, $N = 508$). Für eine Erstellung einer saisonalen Einfluss-Rangfolge auf Grundlage der Anzahl von signifikanten Ergebnissen in den jeweiligen $n_{Team} \cdot (n_{Team} - 1) / 2$ Tests wurden lediglich Mannschaften der unteren Tabellenhälfte einbezogen. Die Irrtumswahrscheinlichkeit in diesen Prüfungen wurde bei $p < .05$ festgelegt, ansonsten zugunsten einer robusteren Strukturierung und umfangreicheren Vergleichbarkeit von Ergebnissen einheitlich bei $p < .10$.

Ergebnisse

(I) Eine signifikante positive Leistungsänderung der Nachwuchsmannschaft konnte für die Saison 2002/03 (PD: $p = .12$ ($p < .001$), SD: $p = .07$ ($p < .001$), PQ: $p = .08$ ($p < .001$)), 2008/09 (SD: $p = .05$ (.07), PQ: $p = .08$ (.11)) und 2016/17 (PD: $p = .03$ (.04), PQ: $p = .05$ (.08)) festgestellt werden (Abb. 3), während in 54,2% (54,2%) der übrigen 24 (24) Fälle von zufälligen Verbesserungen oder ansonsten lediglich von zufälligen Verschlechterungen auszugehen ist (Abb. 3), wobei Angaben in Klammern, wie im Folgenden, Ergebnissen aus beschriebenen Referenzuntersuchungen entsprechen und hochsignifikante p-Werte auf einen Ausreißer von 8 zeitlich-transhalbsaisonal verlegten Spielen der Nachwuchsmannschaft in der Saison 2002 zurückzuführen sind. Da eine sehr hohe Korrelation zwischen MGW und der dichotomen Variable Match-Gewinn besteht ($r_{pb} = .81$, $p < .001$, $N = 1184$), ließ sich zudem die häufig geäußerte These, die Nachwuchsmannschaft sei in der Rückrunde siegreicher als in der Hinrunde, tendenziell prüfen (MGW: $p \leq .50$): $p = .28$ (.11) (Saison 2012/13), $p = .48$ (.49) (2014/15), $p = .17$ (.18) (2016/17).

Auch lassen sich in Abb. 3 eingetragenen Quantile für eine chancenbasierte Bewertung der Leistungsentwicklung von Nachwuchsmannschaften nutzen: Odds($\mathbb{P}(<PD>_{2.SH} - <PD>_{1.SH} \geq 0$) = 3 (3), Odds($\mathbb{P}(<SD>_{2.SH} - <SD>_{1.SH} \geq 0$) = 1 (1), Odds($\mathbb{P}(<PQ>_{2.SH} - <PQ>_{1.SH} \geq 0$) = 3 (3) und Odds($\mathbb{P}(<MGW>_{2.SH} - <MGW>_{1.SH} \geq 0$) = 0,5 (0,5). Weiterhin zeigt sich in Mannschaftsvergleichen, dass von Nachwuchsmannschaften gegenüber den beiden Mannschaften, die neben ihnen die jeweils höchsten Tabellenendplätze aufweisen, sowie gegenüber den fünft- und sechst-schlechtplatziertesten Teams eine progressivere Leistungsentwicklung zu erwarten ist (Odds-Ratio ≥ 1 (1) je Leistungsvergleich (Tab. 2)).

(II) Die jeweilige Nachwuchsmannschaft erreichte selbst lediglich die Endplätze Drittlletzter (2002/03), Vorletzter (2008/09, 2016/17) oder Letzter. Die zugehörige saisonale Anzahl von gewonnenen/verlorenen Spielen lag im Bereich 0-6 (Md = 2 (IQR = 0,5-3), $N = 8$) bzw. 16-23 (Md = 20 (IQR = 18-20), $N = 8$), während sich aus entsprechenden Untersuchungen für $<MGW>$ ergab 0,51-0,64 (Md = 0,61 (IQR = 0,57-0,60), $N = 4$ (sieglose Saisons 2012/13, 2014/15 der Nachwuchsmannschaft ausgenommen)) bzw. 0,05-0,46 (Md = 0,09 (IQR = 0,07-0,11), $N = 6$). Eine Einflussnahme auf qualifizierende Abschlusstabellenplätze zeigte sich auch demzufolge, trotz vier (Saison 2002/03) oder sechs (2008/09) gewonnenen Spielen, nur für untere Tabellenhälften (Relegations- und ein Abstiegsplatz, Saison 2006/07 sowie Relegationsplatz, 2008/09), womit in 18,8% der Fälle derartige Tabellenplätze (zwei von drei letzten – den übrigen belegte die Nachwuchsmannschaft) beeinflusst wurden.

(III) Ein nicht unwesentlicher Einfluss auf Ligaheterogenität ließ sich saisonübergreifend verdeutlichen (Abb. 4), insbesondere durch einen ersten Rangplatz (Saison 2010/11, 2012/13, 2014/15, 2018/19). Zudem ergab sich ein geteilter erster Rangplatz (2016/17) neben einem zweiten (2006/07) und dritten (2002/03, 2008/09) jeweils geteilten Rangplatz. Weiterhin konnte eine signifikante Korrelation zwischen derartigen Rängen und invertierten Tabellenendplätzen der Nachwuchsmannschaft nachgewiesen werden ($\tau = .67$, $p = .04$, $N = 8$). Für die zwei übrigen Mannschaften der drei Letztplatzierten fiel dieser Zusammenhang geringfügig höher aus ($\tau = .67$, $p = .001$, $N = 16$). Tendenzuell zeigen sich derartige Zusammenhänge auch bei unbegrenzter Wahl von Tabellenendplätzen (Abb. 5).

Darüber hinaus ermöglichen sich, ausgehend von transsaisonalen Kodierung der jeweiligen vorliegenden Ergebnisse, weitere korrelationsanalytische Untersuchungen, wofür die Saison 2002/03 wegen des bereits beschriebenen Ausreißers (8 zeitlich-transhalbsaisonal

verlegte Spiele der Nachwuchsmannschaft) ausgenommen wurde ($N = 7$). Es ergab sich ein signifikanter Zusammenhang zwischen Wettbewerbsverzerrung und Ligaheterogenität ($\tau = -.70$, $p = .07$) sowie Leistungsentwicklung (PD, SD, PQ) und Ligaheterogenität ($\tau = -.62$ (-.51), $p = .05$ (.10); $\tau = -.62$ (-.62), $p = .05$ (.05); $\tau = -.62$ (-.62), $p = .05$ (.05)). Hingegen fanden sich in der Leistungsentwicklung einige ausschließlich signifikant positive Korrelationen (PD und SD: $\tau = .52$ (.62), $p = .07$ (.03); PD und PQ: $\tau = 1.00$ (.90), $p < .001$ ($p = .001$); SD und PQ: $\tau = .52$ (.52), $p = .07$ (.07)). Alle signifikanten Zusammenhänge waren folglich von hoher sachlogischer Validität.

Diskussion

Anzahlen von saisonalen Spielverlegungen, mit Ausnahme jener der Nachwuchsmannschaft in der Saison 2002/03, begünstigten nur unwesentlich einen „Spielplanheterogenität Bias“ in vorliegenden Untersuchungen zur Leistungsentwicklung der Nachwuchsmannschaft, wie auch Überlagerungen von Korrelogrammen in Abb. 6 verdeutlichen. Tabellenendplätze der Gegner-Mannschaften ($rg(B_i)$ für Team B_i , $i = 1, \dots, n_{Team}-1$) in der Spielreihenfolge von Team A zugrunde legend lässt sich zudem zeigen, dass dieser Effekt größtenteils als eher unbedeutend und nur vornehmlich in den Spielzeiten 2002/03 und 2012/13 als entwicklungshemmend zu bewerten ist. Hierzu eignet sich eine Erhebung von Variablen wie $Y_{Hinrunde, Rückrunde} = (n_{Team} \cdot (n_{Team}+1)/2 - rg(A) - \sum rg(B_i)) / C_{norm}$ mit Normierungskonstante C_{norm} (Abb. 7, Tab. 3), wobei es erforderlich ist lediglich Spiele einer Halbrunde heranzuziehen ($Y_{Hinrunde} = -Y_{Rückrunde}$).

Literatur

- Agresti, A. (1999). On logit confidence intervals for the odds ratio with small samples. *Biometrics*, 55 (2), 597-602.
- Arnold, B. C., & Ghosh, I. (2017). Bivariate Beta and Kumaraswamy models developed using the Arnold-Ng bivariate beta distribution. *REVSTAT-Statistical Journal*, 15 (2), 223-250.
- Emrich, E., Pitsch, W., & Wadsack, R. (1994). Olympiastützpunkte zwischen Zentralisierung und Dezentralisierung. Spitzensportförderung in Deutschland. *Sportwissenschaft*, 24, 151-166.
- Ferrante, M., & Fonseca, G. (2014). On the winning probabilities and mean durations of volleyball. *Journal of Quantitative Analysis in Sports*, 10 (2), 91-98.
- Heller, W.-D., Lindenberg, H., Nuske, M., & Schriever, K.-H. (1979). *Wahrscheinlichkeitsrechnung Teil 2: Mit vollständig gelösten Aufgaben*. Basel [u.a.]: Birkhäuser.
- Heuer, A. (2012). *Der perfekte Tipp. Statistik des Fußballspiels*. Weinheim: Wiley-VCH.
- Klassen, P. M., Heinz, B. C., Siebert, C. H., & Mannschaftsärzte BBL (2000). Erfahrungen mit dem Epstein-Barr-Virus im Leistungssport. Kann ein kleines Virus die Basketball Bundesliga lahm legen? *Deutsche Zeitschrift für Sportmedizin*, 51 (1), 26-29.
- Meyer, B. (2019). Datenbasierte stochastische Verfahren zur Quantifizierung der Wichtigkeit eines Nicht-Tiebreak-bezogenen Satzes und Spieles im Männer-Spitzenvolleyball der Klubmannschaften. In *Publikationen der TU Braunschweig*. Braunschweig: Digitale Bibliothek Braunschweig. doi: 10.24355/dbbs.084-201901231504-0.
- Michael, J. R., & Schucany, W. R. (2002). The mixture approach for simulating bivariate distributions with specified correlations. *The American Statistician*, 56 (1), 48-54.
- Parzen, M., Lipsitz, S., Ibrahim, J., & Klar, N. (2002). An estimate of the odds ratio that always exists. *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 11 (2), 420-436.

Anhang

Abbildungen und Tabellen (in getrennter Reihenfolge)

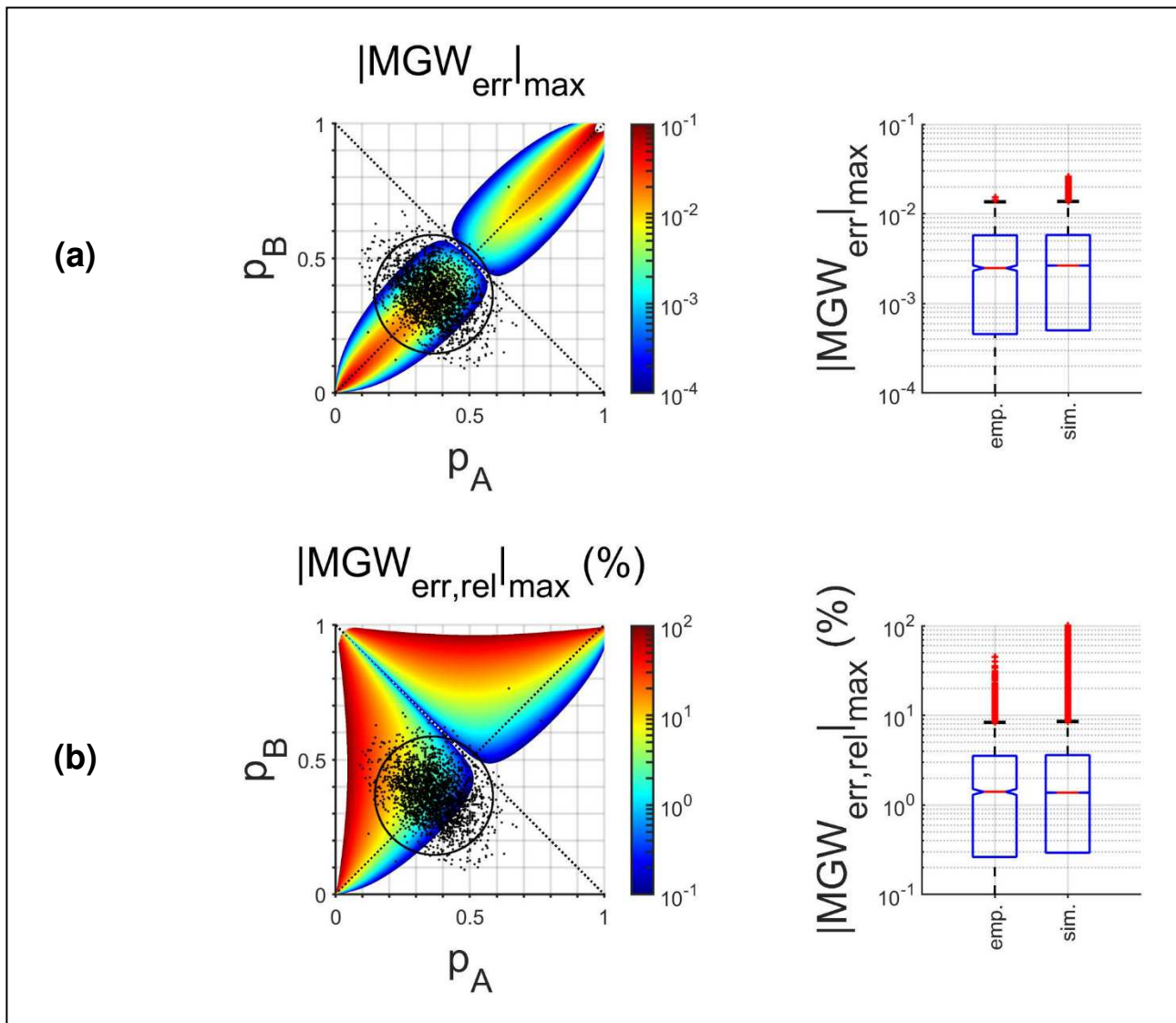


Abb. 1: Systematischer Fehler in der nach Ferrante und Fonseca (2014) zu berechnenden Match-Gewinnswahrscheinlichkeit (MGW) von Mannschaft A:¹

- (a) betragsmäßig maximaler absoluter Fehler $|MGW_{err}|_{max}$,
- (b) betragsmäßig maximaler relativer Fehler $|MGW_{err,rel}|_{max}$.

Links: 3D Oberflächenplot in $p_A p_B$ -Projektionsebene für einen Wertebereich von drei Zehnerpotenzen, wobei $p_{A,B}$ die Punkterfolgswahrscheinlichkeit von Team A, B bei eigenem Aufschlag bezeichnet. Die ausgefüllten Kreise entsprechen empirischen, Gauß-verteilten (p_A, p_B)-Datenpunkten sowohl gemäß spielbezogener (satzunabhängiger) Datenerhebung (zur $p_{A,B}$ -Berechnung siehe Ferrante, & Fonseca, 2014; Meyer, 2019, Blatt 34 ff.) als auch nach Spiegelung an der ersten Winkelhalbierenden. Die eingetragene Kurve begrenzt ein 95% Konfidenzgebiet der 2·1184 Datenpunkte.

Rechts: Boxplot von Ergebnissen aus Berechnung mit empirischen und simulierten (p_A, p_B)-Datenpunkten. Die Simulation beruht auf einer Parameter-Schätzung für zweidimensionale (nicht-trunkierte) Normalverteilungen der empirischen (p_A, p_B)-Datenpunkte als Grundlage zur jeweils $\frac{1}{2} \cdot 10^6$ -fachen Erzeugung von Pseudozufallszahlen (Cholesky-Zerlegung, Box-Muller-Methode) als simulierte (p_A, p_B)-Datenpunkte.

¹ Fehlerbehaftet ist lediglich die angegebene, stets benötigte Formel zur Berechnung der Satzgewinnswahrscheinlichkeit des Tiebreaks, da eine mögliche Unsicherheit in der Zuordnung des Aufschlagrechts zu Tiebreakbeginn nicht auszuschließen ist, wogegen eine derartige Zuordnung zu Spielbeginn keinen Einfluss auf die MGW zeigt (Tab. 1). Somit wurde das Ereignis der Wahl den ersten Aufschlag im Tiebreak auszuführen oder anzunehmen von Ferrante und Fonseca (2014) als gleichwahrscheinlich angenommen. Demgegenüber ist von einer eindeutigen Zuordnung des Aufschlagrechts als wahres Ereignis auszugehen.

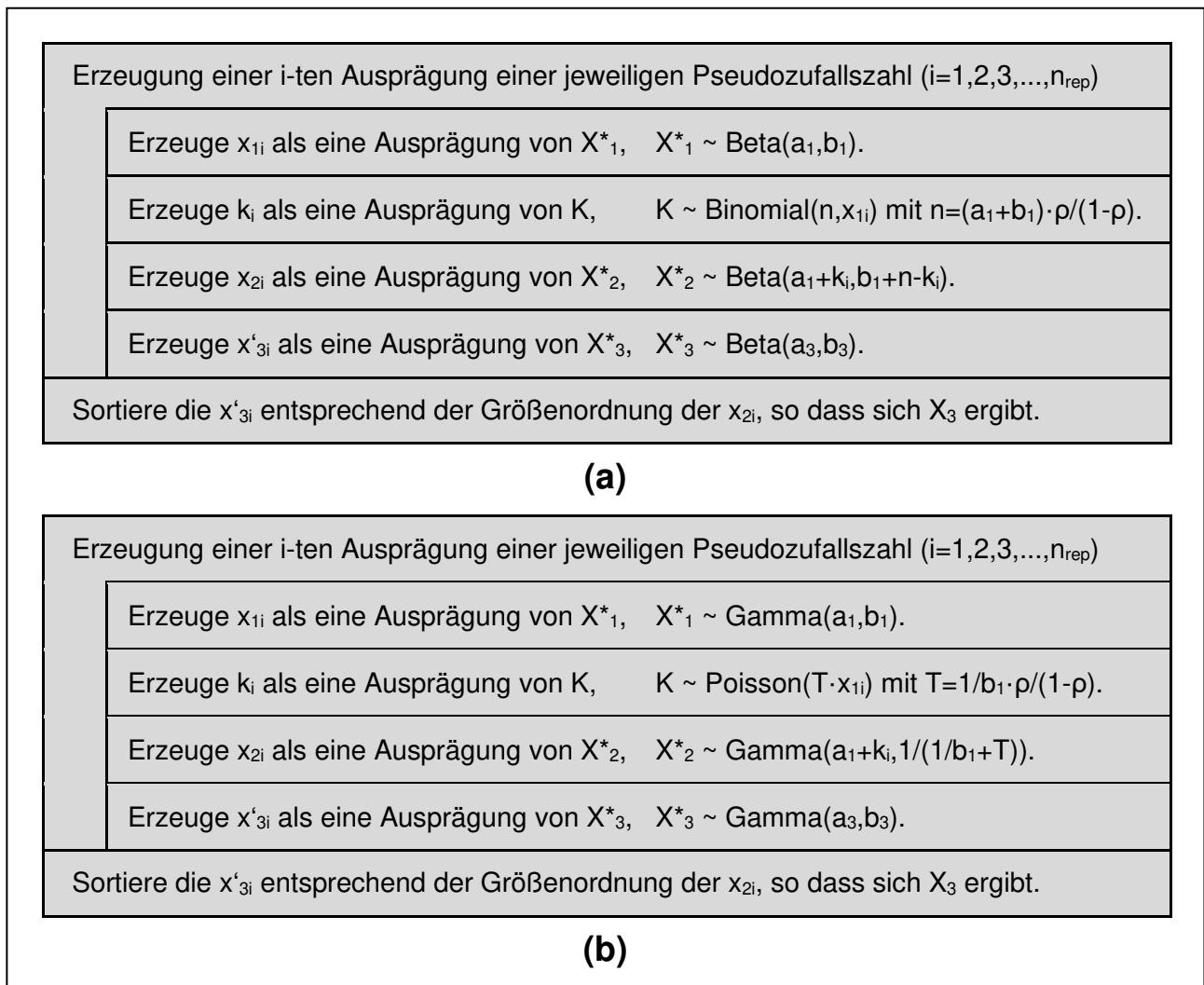


Abb. 2: Struktogramm eines Algorithmus, konjugierte Verteilungsfamilien (Beta-Binomial-Modell, Gamma-Poisson-Modell) im Bayes' schen Lernen nutzend, zur Generierung der Pseudozufallszahlen

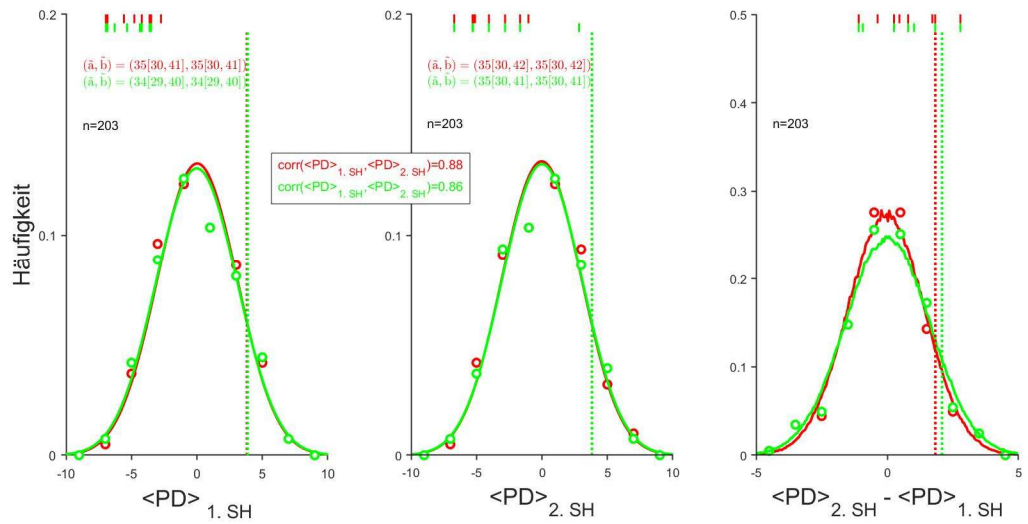
(a) $X_1 \sim \text{Beta}(a_1, b_1)$, $X_2 \sim \text{Beta}(a_1, b_1)$ und $X_3 \sim \text{Beta}(a_3, b_3)$,

(b) $X_1 \sim \text{Gamma}(a_1, b_1)$, $X_2 \sim \text{Gamma}(a_1, b_1)$ und $X_3 \sim \text{Gamma}(a_3, b_3)$

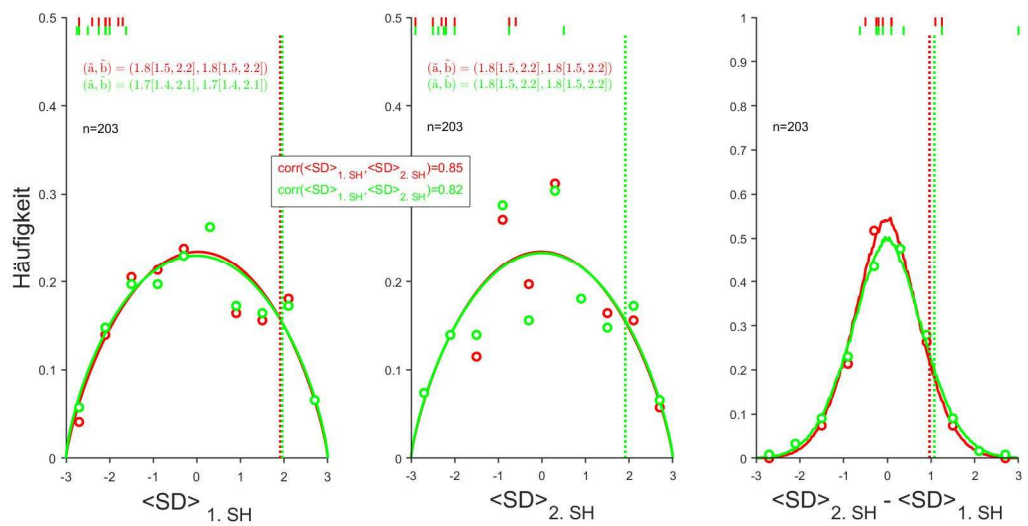
für einen spezifizierten Korrelationskoeffizienten ρ , wobei $X_j = \{x_{j1}, x_{j2}, x_{j3}, \dots, x_{jn_{rep}}\}$ ($j = 1, 2, 3$), $\rho = \text{corr}(X_1, X_2)$ ($-1 < \rho < 1$) und bspw. $n_{rep} = 10^6$.

$\text{corr}(X_1, X_2) \cong \text{corr}(X_1, X_3)$ ist erfüllt insbesondere für $(a_1, b_1) \cong (a_3, b_3)$. Für einen Vergleich $\text{corr}(X_1, X_3)$ vs. $\text{corr}(X_1, X_2)$ am Beispiel (a) bis (d) aus Abb. 3 ergibt sich eine relative Fehlerschranke kleiner als 0,01 %.

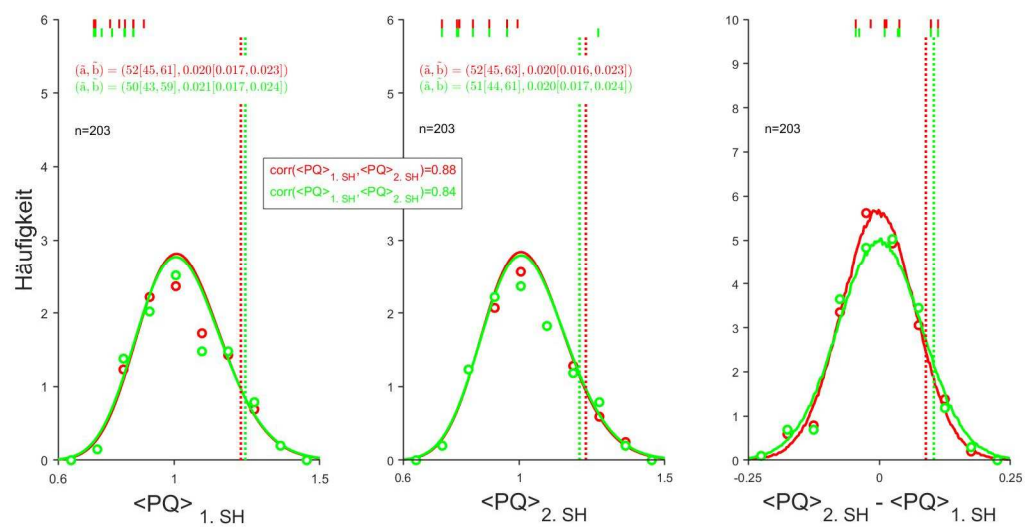
(a)



(b)



(c)



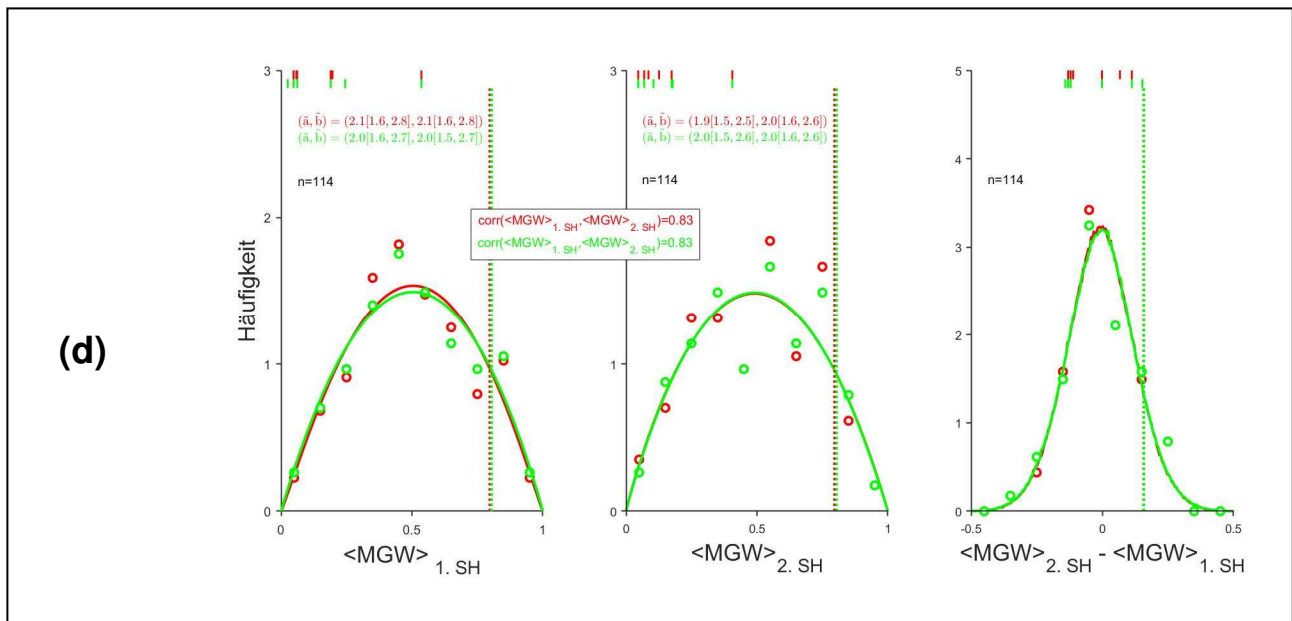


Abb. 3: Empirische und geschätzte Verteilung einer über eine jeweilige Saisonhälfte (SH) gemittelte Kenngröße sowie daraus resultierende empirische und mittels Schätzungsparametern simulierte Verteilung zu einem zeitlich-transhalbsaisonalen Vergleich. Kenngrößen umfassen

- (a) Punktedifferenz (PD),
- (b) Satzdiffereenz (SD),
- (c) Punktequotient (PQ) und
- (d) Match-Gewinnwahrscheinlichkeit (MGW).

Rote/grüne Einfärbungen beruhen auf einer kriteriengelernten Stichprobenwahl entsprechend einer Spielplanwahl mit/ohne Spielverlegungen.

Ein mittels eines Bootstrap-Verfahrens berechnetes 95% Konfidenzintervall für Maximum-Likelihood-Schätzer \hat{a} und \hat{b} der Parameter einer an die Daten angepassten Beta-/Gamma-Verteilung ist in eckigen Klammern angegeben.

Gepunktete Linien kennzeichnen 0,90-Quantile von Verteilungen, Balken Werte der jeweiligen Nachwuchsmannschaft. Balken für $8.1667 = \langle \text{PD} \rangle_{2. \text{SH}} - \langle \text{PD} \rangle_{1. \text{SH}}$ und $0.4852 = \langle \text{PQ} \rangle_{2. \text{SH}} - \langle \text{PQ} \rangle_{1. \text{SH}}$ liegen außerhalb des abgebildeten Skalenbereichs.

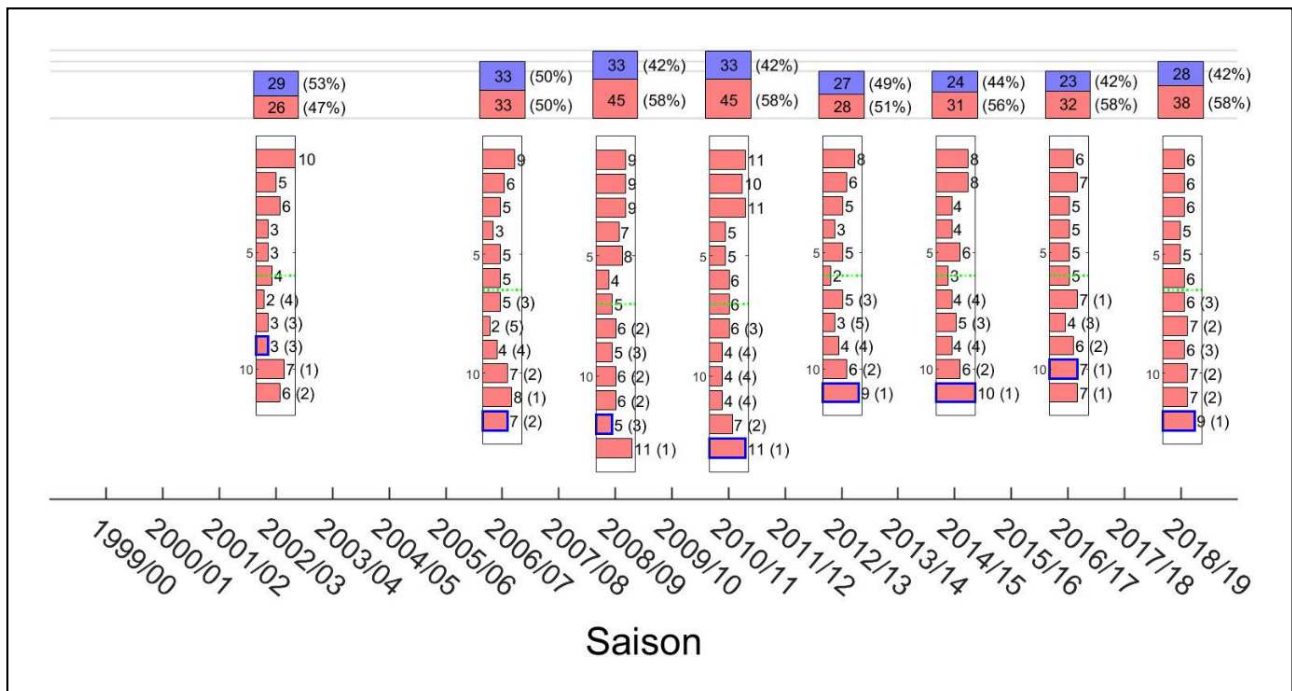


Abb. 4: Saisonale Anzahl der für $p < .05$ signifikanten Ergebnisse im Test zum Einfluss von Mannschaften auf Ligaheterogenität (rot hinterlegt) im zeitlich-transsaisonalen Verlauf.

Obere Darstellung: Gesamtheit der n_{Team} Mannschaften.

Untere Darstellung: Je Mannschaft, aufgeschlüsselt nach Tabellenendplatz in sportlich absteigender Reihenfolge. Die punktierte Linie markiert eine Grenze von oberer und unterer Tabellenhälfte. Rangplätze entsprechend der reziproken Anzahl von signifikanten Ergebnissen sind für Mannschaften der unteren Tabellenhälfte in Klammern angegeben. Einrahmungen weisen auf die jeweilige Nachwuchsmannschaft hin.

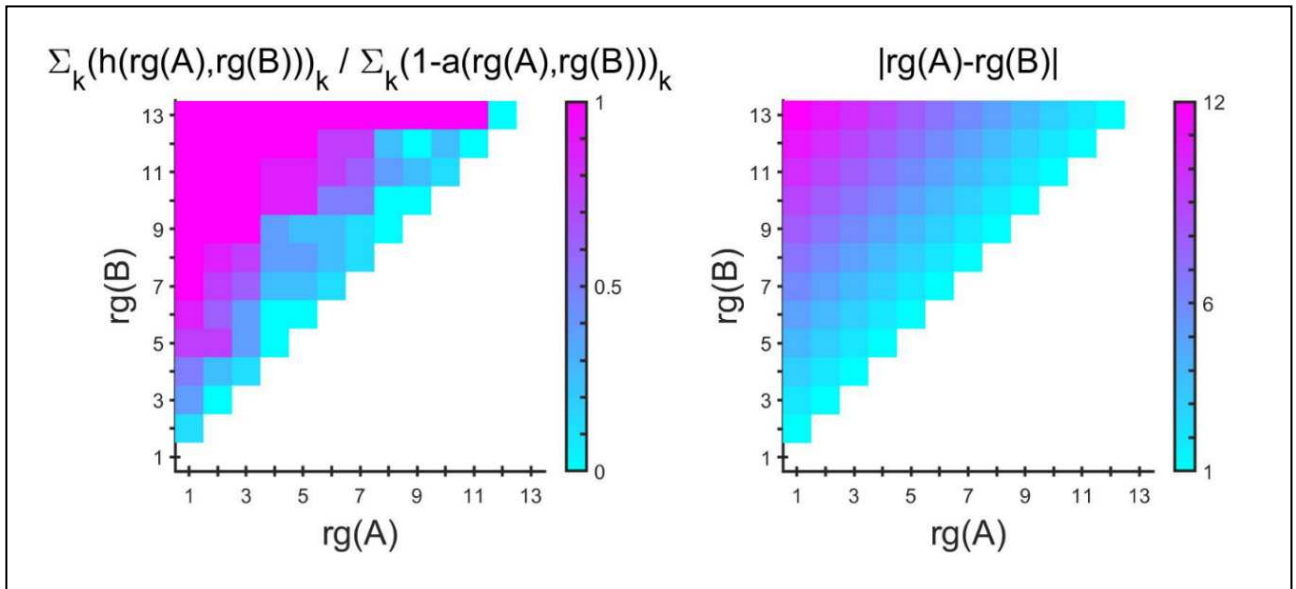


Abb. 5: Normierte Anzahl der für $p < .05$ signifikanten Ergebnisse in Tests zum Einfluss auf Ligaheterogenität in Abhängigkeit des Tabellenendplatzpaares $(rg(A), rg(B))$ von Mannschaft A und B mit $rg(A) < rg(B)$, zusammengefasst für alle Saisons ($\sum_k (n_{Team})_k \cdot (n_{Team} - 1)_k / 2 = 508$ Tests), (links) und zugehörige absolute Differenz $|rg(A) - rg(B)|$ (rechts). Es besteht ein starker Zusammenhang zwischen beiden abhängigen Variablen ($\rho = .84$, $p < .001$, $N = 78$).

Nomenklatur: k – Laufindex Saison

$$(h(rg(A), rg(B)))_k = \begin{cases} 0 & \text{wenn } p \geq 0,05, & 1 \leq rg(A), rg(B) \leq (n_{Team})_k \\ 1 & \text{wenn } p < 0,05, & 1 \leq rg(A), rg(B) \leq (n_{Team})_k \\ 0, & (n_{Team})_k < rg(A), rg(B) \leq \max\{(n_{Team})_k\} \end{cases}$$

$$(a(rg(A), rg(B)))_k = \begin{cases} 0, & 1 \leq rg(A), rg(B) \leq (n_{Team})_k \\ 1, & (n_{Team})_k < rg(A), rg(B) \leq \max\{(n_{Team})_k\} \end{cases}$$

$rg(A)$, $rg(B)$ sind für Saisons mit $(n_{Team})_k < \max\{(n_{Team})_k\}$ auch als virtuelle Tabellenendplätze zu interpretieren.

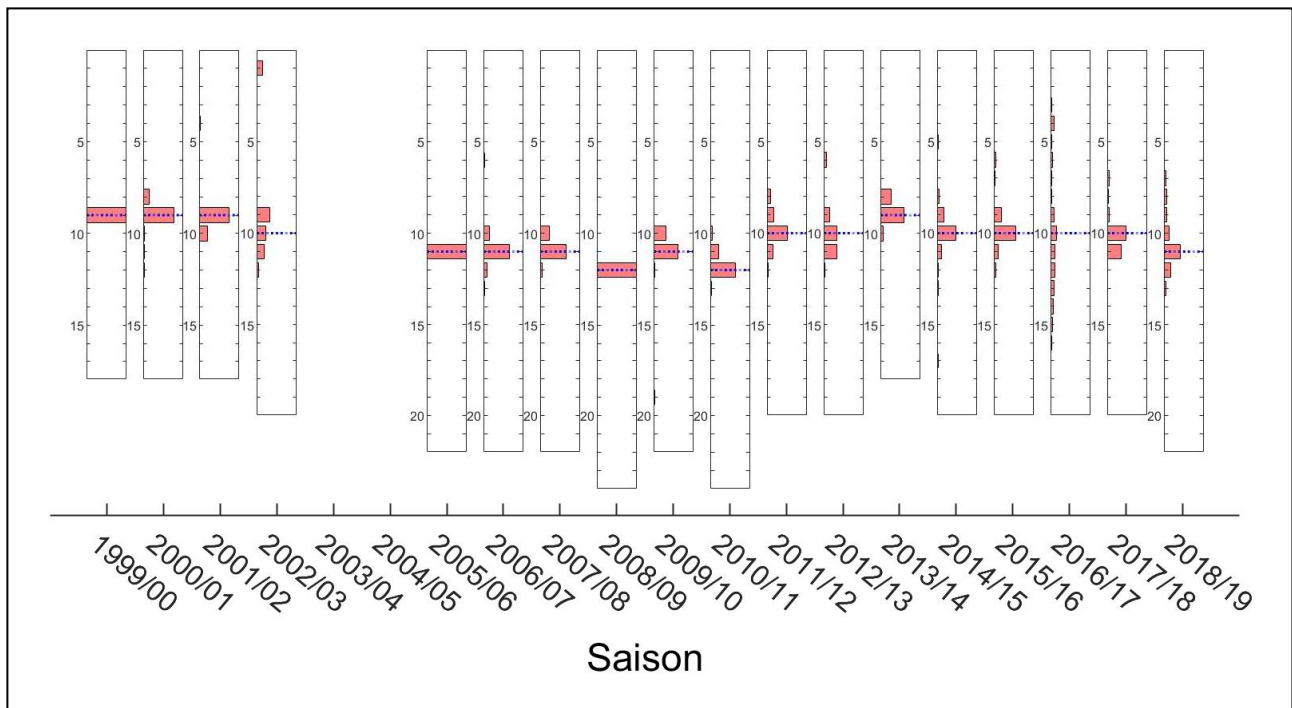
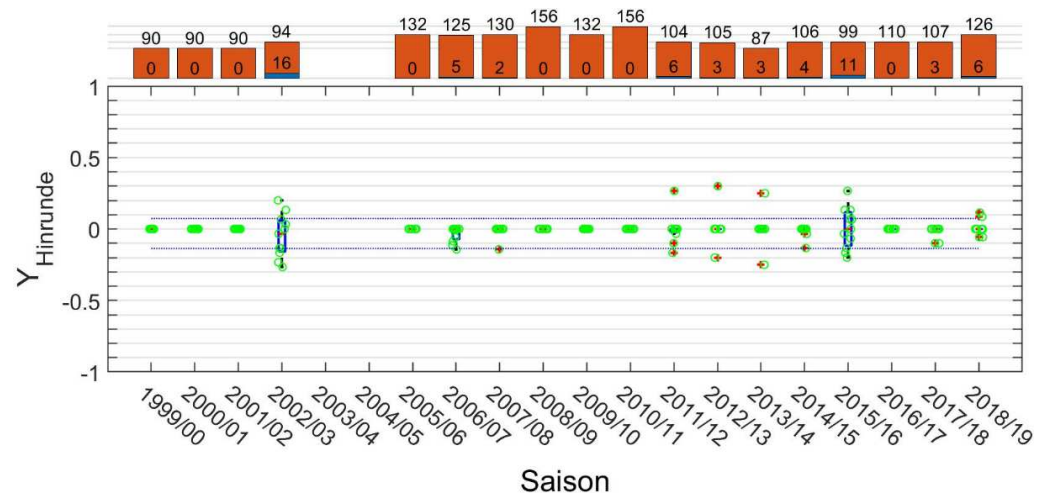


Abb. 6: Saisonale Verteilung der Abstände von Hin- und Rückspiel (in Spieltagen) im zeitlich-transsaisonalen Verlauf für die Gesamtheit der n_{Team} Mannschaften. Der ideale Abstand von $n_{\text{Team}}-1$ Spieltagen (keine Spielverlegungen) ist durch eine punktierte Linie markiert. Der Abstand von einem Spieltag in der Saison 2002/03 weist einen absoluten Häufigkeitswert von 16 auf, der häufig der Nachwuchsmannschaft zuzuordnen ist.

(a)



(b)

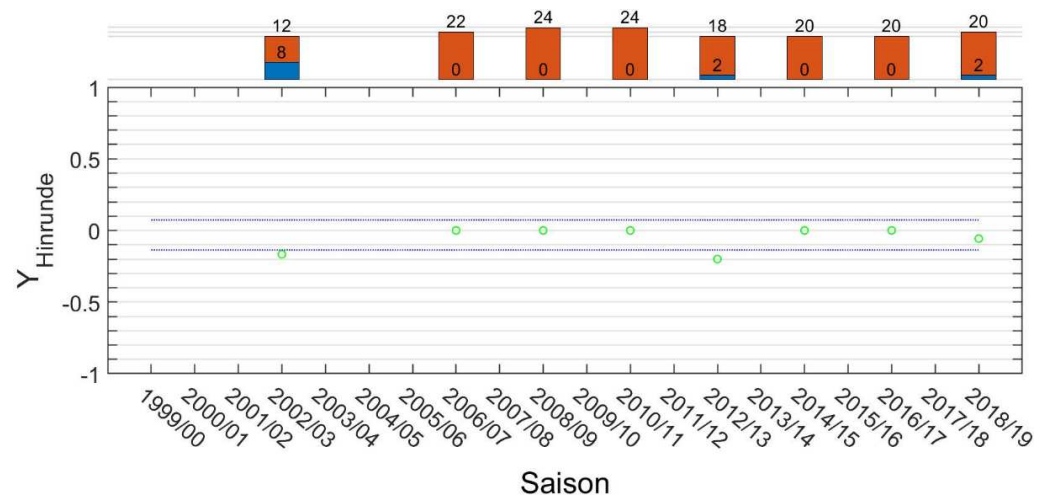


Abb. 7: Saisonale Analyse von zeitlich-transhalbsaisonalen Spielverlegungen mittels $Y_{Hinrunde} = (n_{Team} \cdot (n_{Team} + 1)/2 - rg(A) - \sum_{i=1}^{n_{team}-1} rg(B_i)) / C_{norm}$ mit $C_{norm} = C_{norm}(n_{Team})$ (Tab. 3) im zeitlich-transsaisonalen Verlauf (untere Darstellung) für

- (a) die Gesamtheit der n_{Team} Mannschaften und
- (b) die jeweilige Nachwuchsmannschaft.

Punktierte Linien in Teilbild (b) entsprechen denen eines 90%-Konfidenzintervalls für die 203 Datenpunkte in Teilbild (a). Ein $Y_{Hinrunde}$ -Wert ungleich null impliziert eine ungleichmäßige Aufteilung von gegnerischen Mannschaften aus der oberen/unteren Tabellenhälfte auf die Halbrundenspielfläche von Mannschaft A, d.h. eine Häufung von gegnerischen Mannschaften aus beispielsweise der oberen Tabellenhälfte im Spielplan der Hin- ($Y_{Hinrunde} > 0$) oder Rückrunde ($Y_{Hinrunde} < 0$).

Obere Darstellung: Saisonale Spielanzahl in der Gesamtstichprobe (Teilbild (a)) und für die jeweilige Nachwuchsmannschaft (Teilbild (b)), aufgeteilt nach Spielen mit/ohne zeitlich-transhalbsaisonalen Verlegung, im zeitlich-transsaisonalen Verlauf.

Tab. 1: Additive Wahrscheinlichkeitsanteile der Match-Gewinnwahrscheinlichkeit (MGW) von Mannschaft A für unterschiedliches Aufschlagrecht zu Satz- und Tiebreakbeginn. MGW berechnet sich aus der Wahrscheinlichkeitssumme $\sum_{i=0}^2 \mathbb{P}(\text{Team A gewinnt } 3:i)$. Die identischen Summen der Ausdrücke in den oberen Teiltabellen (a) und die Zuordnungen in der unteren Teiltabelle (b) verdeutlichen für die MGW eine Invarianz gegenüber einer Vertauschung des Aufschlagrechts zu Spielbeginn.

Nomenklatur: \oplus/\ominus – Satzgewinn/-verlust Team A;

S/A – Aufschlag/-annahme Team A zu Satzbeginn;

$p_{A,B}^{\text{Satz}}$ – Satzserfolgswahrscheinlichkeit Team A, B bei eigenem Aufschlag zu Satzbeginn;

$$p^{\text{Tiebreak}} = \begin{cases} p_A^{\text{Tiebreak}} & (\text{real}) \\ 1 - p_B^{\text{Tiebreak}} & (\text{real}) \\ \frac{1}{2} \cdot p_A^{\text{Tiebreak}} + \frac{1}{2} \cdot (1 - p_B^{\text{Tiebreak}}) & (\text{imaginär}) \end{cases} \quad \text{mit}$$

$p_{A,B}^{\text{Tiebreak}}$ – Tiebreakerfolgswahrscheinlichkeit Team A, B bei eigenem Aufschlag zu Tiebreakbeginn,

$1 - p_B^{\text{Tiebreak}}$ – Tiebreakerfolgswahrscheinlichkeit Team A bei eigener Aufschlagannahme zu Tiebreakbeginn.

(a1)		$\mathbb{P}(\text{Team A gewinnt } 3:0, 3:1)$	(a2)		$\mathbb{P}(\text{Team A gewinnt } 3:0, 3:1)$
$\oplus\oplus\oplus$ S A S		$(p_A^{\text{Satz}})^2 \cdot (1 - p_B^{\text{Satz}})$	$\oplus\oplus\oplus$ A S A		$p_A^{\text{Satz}} \cdot (1 - p_B^{\text{Satz}})^2$
$\oplus\ominus\oplus\oplus$ S A S A		$(p_A^{\text{Satz}})^2 \cdot p_B^{\text{Satz}} \cdot (1 - p_B^{\text{Satz}})$	$\oplus\ominus\oplus\oplus$ A S A S		$p_A^{\text{Satz}} \cdot (1 - p_A^{\text{Satz}}) \cdot (1 - p_B^{\text{Satz}})^2$
$\oplus\oplus\ominus\oplus$ S A S A		$+ p_A^{\text{Satz}} \cdot (1 - p_A^{\text{Satz}}) \cdot (1 - p_B^{\text{Satz}})^2$	$\oplus\oplus\ominus\oplus$ A S A S		$+ (p_A^{\text{Satz}})^2 \cdot p_B^{\text{Satz}} \cdot (1 - p_B^{\text{Satz}})$
$\ominus\oplus\oplus\oplus$ S A S A		$+ p_A^{\text{Satz}} \cdot (1 - p_A^{\text{Satz}}) \cdot (1 - p_B^{\text{Satz}})^2$	$\ominus\oplus\oplus\oplus$ A S A S		$+ (p_A^{\text{Satz}})^2 \cdot p_B^{\text{Satz}} \cdot (1 - p_B^{\text{Satz}})$

(b)		$\mathbb{P}(\text{Team A gewinnt } 3:2) / p^{\text{Tiebreak}}$
$\oplus\oplus\oplus\ominus$ S A S A	$\ominus\oplus\oplus\oplus$ A S A S	$(p_A^{\text{Satz}})^2 \cdot (p_B^{\text{Satz}})^2$
$\ominus\oplus\oplus\oplus$ S A S A	$\oplus\ominus\oplus\oplus$ A S A S	$+ (1 - p_A^{\text{Satz}})^2 \cdot (1 - p_B^{\text{Satz}})^2$
$\oplus\oplus\ominus\oplus$ S A S A	$\oplus\oplus\ominus\oplus$ A S A S	$+ p_A^{\text{Satz}} \cdot (1 - p_A^{\text{Satz}}) \cdot p_B^{\text{Satz}} \cdot (1 - p_B^{\text{Satz}})$
$\oplus\ominus\oplus\oplus$ S A S A	$\oplus\ominus\oplus\oplus$ A S A S	$+ p_A^{\text{Satz}} \cdot (1 - p_A^{\text{Satz}}) \cdot p_B^{\text{Satz}} \cdot (1 - p_B^{\text{Satz}})$
$\ominus\oplus\ominus\oplus$ S A S A	$\ominus\oplus\ominus\oplus$ A S A S	$+ p_A^{\text{Satz}} \cdot (1 - p_A^{\text{Satz}}) \cdot p_B^{\text{Satz}} \cdot (1 - p_B^{\text{Satz}})$
$\ominus\ominus\oplus\oplus$ S A S A	$\ominus\ominus\oplus\oplus$ A S A S	$+ p_A^{\text{Satz}} \cdot (1 - p_A^{\text{Satz}}) \cdot p_B^{\text{Satz}} \cdot (1 - p_B^{\text{Satz}})$

Tab. 2: Zehn saisonübergreifende Mannschaftsvergleiche (Nachwuchs- vs. Ref.-Mannschaften) in der Leistungsentwicklung für Ref.-Teams aus dem

- (a) unteren,
- (b) mittleren und
- (c) oberen Bereich von Endtabellen.

Zählungen von Ref.-Teams entsprechen einer absteigenden Tabellenendplatz-Sortierung (Nachwuchsmannschaften in Zählung ausgenommen). Abweichende Ergebnisse für eine Spielplanwahl ohne Spielverlegungen sind in einer jeweiligen Unterzeile zusätzlich aufgenommen.

Werte der Odds-Ratio (OR) sind ungeschätzt angegeben. In dem einen vorliegenden Fall $OR = +\infty$ lässt sich ein OR-Wert schätzen gemäß bspw. 55,86 (Agresti, 1999) oder 65,46 (Parzen et al., 2002). Zur Berechnung von Grenzen für ein 95%-Konfidenzintervall (KI) der Odds-Ratio diente ein parametrisches Bootstrap-Verfahren nach Parzen et al. (2002). In einer Beurteilung der Verlässlichkeit von Konfidenzintervallen ergab sich eine gute Übereinstimmung von wahren Überdeckungswahrscheinlichkeiten mit dem nominalen Konfidenzniveau 0,95 (RMSE < 0,025, N = 47 (Fall $OR = +\infty$ ausgenommen)). p-Werte (einseitig) beruhen auf Fishers exaktem Test.

(a)

	Ref.-Teams #1			Ref.-Teams #2			Ref.-Teams #3		
	OR	(95%-KI)	p	OR	(95%-KI)	p	OR	(95%-KI)	p
$\langle PD \rangle_{2.SH} - \langle PD \rangle_{1.SH} \geq 0$ vs. $\langle PD \rangle_{2.SH} - \langle PD \rangle_{1.SH} < 0$	5	(0,59-63,65)	.16	3	(0,35-37,09)	.30	1 0,43	(0,07-11,52) (0,04-8,05)	.72 .90
$\langle SD \rangle_{2.SH} - \langle SD \rangle_{1.SH} \geq 0$ vs. $\langle SD \rangle_{2.SH} - \langle SD \rangle_{1.SH} < 0$	1,67	(0,18-17,11)	.50	1,67	(0,18-17,11)	.50	0,6 0,33	(0,05-4,62) (0,03-2,76)	.84 .94
$\langle PQ \rangle_{2.SH} - \langle PQ \rangle_{1.SH} \geq 0$ vs. $\langle PQ \rangle_{2.SH} - \langle PQ \rangle_{1.SH} < 0$	5	(0,59-63,65)	.16	5	(0,59-63,65)	.16	1 0,43	(0,07-11,52) (0,04-8,05)	.72 .90
$\langle MGW \rangle_{2.SH} - \langle MGW \rangle_{1.SH} \geq 0$ vs. $\langle MGW \rangle_{2.SH} - \langle MGW \rangle_{1.SH} < 0$	1	(0,06-12,77)	.73	1	(0,06-12,77)	.73	0,25	(0,01-2,27)	.96

(b)	Ref.-Teams #4			Ref.-Teams #5			Ref.-Teams #6			Ref.-Teams #7		
	OR	(95%-KI)	p	OR	(95%-KI)	p	OR	(95%-KI)	p	OR	(95%-KI)	p
$\langle PD \rangle_{2.SH} - \langle PD \rangle_{1.SH} \geq 0$ vs. $\langle PD \rangle_{2.SH} - \langle PD \rangle_{1.SH} < 0$	1,8	(0,17-19,90)	.50	21	(1,94-156,94)	.02	5	(0,59-63,65)	.16	1,8	(0,17-19,90)	.50
$\langle SD \rangle_{2.SH} - \langle SD \rangle_{1.SH} \geq 0$ vs. $\langle SD \rangle_{2.SH} - \langle SD \rangle_{1.SH} < 0$	1 0,6	(0,10-8,93) (0,05-4,62)	.69 .84	1,67	(0,18-17,11)	.50	1,67	(0,18-17,11)	.50	0,6	(0,05-4,62)	.84
$\langle PQ \rangle_{2.SH} - \langle PQ \rangle_{1.SH} \geq 0$ vs. $\langle PQ \rangle_{2.SH} - \langle PQ \rangle_{1.SH} < 0$	1	(0,07-11,52)	.72	$+\infty$	(4,69-378,36)	.0035	9	(1,00-139,49)	.07	3	(0,35-37,09)	.30
$\langle MGW \rangle_{2.SH} - \langle MGW \rangle_{1.SH} \geq 0$ vs. $\langle MGW \rangle_{2.SH} - \langle MGW \rangle_{1.SH} < 0$	0,5 0,25	(0,03-5,01) (0,01-2,27)	.88 .96	1	(0,06-12,77)	.73	1	(0,06-12,77)	.73	0,25	(0,01-2,27)	.96

(c)	Ref.-Teams #8			Ref.-Teams #9			Ref.-Teams #10		
	OR	(95%-KI)	p	OR	(95%-KI)	p	OR	(95%-KI)	p
$\langle PD \rangle_{2.SH} - \langle PD \rangle_{1.SH} \geq 0$ vs. $\langle PD \rangle_{2.SH} - \langle PD \rangle_{1.SH} < 0$	5	(0,59-63,65)	.16	3	(0,35-37,09)	.30	1,8 1	(0,17-19,90) (0,07-11,52)	.50 .72
$\langle SD \rangle_{2.SH} - \langle SD \rangle_{1.SH} \geq 0$ vs. $\langle SD \rangle_{2.SH} - \langle SD \rangle_{1.SH} < 0$	0,6	(0,05-4,62)	.84	1	(0,10-8,93)	.69	0,6	(0,05-4,62)	.84
$\langle PQ \rangle_{2.SH} - \langle PQ \rangle_{1.SH} \geq 0$ vs. $\langle PQ \rangle_{2.SH} - \langle PQ \rangle_{1.SH} < 0$	5	(0,59-63,65)	.16	3	(0,35-37,09)	.30	1,8 1	(0,17-19,90) (0,07-11,52)	.50 .72
$\langle MGW \rangle_{2.SH} - \langle MGW \rangle_{1.SH} \geq 0$ vs. $\langle MGW \rangle_{2.SH} - \langle MGW \rangle_{1.SH} < 0$	1	(0,06-12,77)	.73	0,5	(0,03-5,01)	.88	0,5 1	(0,03-5,01) (0,06-12,77)	.88 .73

Tab. 3: Evaluation von $\max\{n_{Team} \cdot (n_{Team} + 1)/2 - rg(A) - \sum_{i=1}^{n_{team}-1} rg(B_i)\}$ zur Bestimmung von C_{norm} in der Definition der Variablen $Y_{Hinrunde, Rückrunde} = (n_{Team} \cdot (n_{Team} + 1)/2 - rg(A) - \sum_{i=1}^{n_{team}-1} rg(B_i)) / C_{norm}$ für

- (a) $n_{Team} = 10$,
 (b) $n_{Team} = 11$,
 (c) $n_{Team} = 12$ und
 (d) $n_{Team} = 13$.

Sich ergebende C_{norm} -Werte sind unterstrichen dargestellt.

(a)

		rg(A)									
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Anzahl Spielpaare von Hin- und Rückrundenspiel in einer Halbunde	1	8	9	9	9	9	9	9	9	9	8
	2	14	15	16	16	16	16	16	16	15	14
	3	18	19	20	21	21	21	21	20	19	18
	4	20	21	22	23	<u>24</u>	<u>24</u>	23	22	21	20

(b)

		rg(A)										
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
Anzahl Spielpaare von Hin- und Rückrundenspiel in einer Halbunde	1	9	10	10	10	10	10	10	10	10	10	9
	2	16	17	18	18	18	18	18	18	18	17	16
	3	21	22	23	24	24	24	24	24	23	22	21
	4	24	25	26	27	28	28	28	27	26	25	24
	5	25	26	27	28	29	<u>30</u>	29	28	27	26	25

(c)

		rg(A)											
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Anzahl Spielpaare von Hin- und Rückrundenspiel in einer Halbunde	1	10	11	11	11	11	11	11	11	11	11	11	10
	2	18	19	20	20	20	20	20	20	20	20	19	18
	3	24	25	26	27	27	27	27	27	27	26	25	24
	4	28	29	30	31	32	32	32	32	31	30	29	28
	5	30	31	32	33	34	<u>35</u>	<u>35</u>	34	33	32	31	30

(d)

		rg(A)												
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
Anzahl Spielpaare von Hin- und Rückrundenspiel in einer Halbunde	1	11	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12	11
	2	20	21	22	22	22	22	22	22	22	22	22	21	20
	3	27	28	29	30	30	30	30	30	30	30	29	28	27
	4	32	33	34	35	36	36	36	36	36	35	34	33	32
	5	35	36	37	38	39	40	40	40	39	38	37	36	35
	6	36	37	38	39	40	41	<u>42</u>	41	40	39	38	37	36